

Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series 149

**Research Unit for Statistical  
and Empirical Analysis in Social Sciences (Hi-Stat)**

**家計の資産選択行動における学歴効果：  
逐次クロスセクションデータによる実証分析**

北村 行伸  
内野 泰助

August 2010

**Hi-Stat**

Institute of Economic Research  
Hitotsubashi University  
2-1 Naka, Kunitatchi Tokyo, 186-8601 Japan  
<http://gcoe.ier.hit-u.ac.jp/index.html>

# 家計の資産選択行動における学歴効果： 逐次クロスセクションデータによる実証分析<sup>1</sup>

北村 行伸<sup>2</sup> 内野 泰助<sup>3</sup>

2010 年 7 月

## 概 要

本稿は、家計の資産選択行動における固定情報コストの存在を明らかにするために、家計の逐次クロスセクションデータ(日経 RADAR)を利用して、危険資産保有決定に学歴が与える影響について詳細な分析を行った。具体的には、Fairlie(1999,2005)によって非線形モデルに応用されたBlinder-Oaxaca法を適用し、大学・大学院卒の世帯主を持つ家計とそれ以外の家計間の危険資産保有確率格差を要因分解した。本稿の実証分析により、(1)世帯主が大卒・大学院卒である家計の危険資産保有割合は35%に達する一方、それ以外の家計は18%にとどまること、(2)両者の格差のうち、属性の違いによって説明可能な部分は約3割から5割に留まること、(3)属性の違いによって説明される部分の大半が金融資産水準、所得水準および世帯主の勤務先規模によって説明されること、が明らかになった。この結果は、家計の危険資産保有決定において、金融知識を背景とした参加コストが存在することを示唆するものと結論付けられる。

キーワード: 限定市場参加, 参加コスト, Blinder-Oaxaca 分解.

JEL Classifications: E21, G11.

---

<sup>1</sup> 本稿の作成にあたり、塩路悦朗先生(一橋大学)をはじめ、村本孜先生(成城大学)、筒井義郎先生(大阪大学)、及び2009年度日本金融学会秋季大会、一橋大学マクロランチュワークショップの参加者各位より有益なコメントを頂いた。また祝迫得夫先生(一橋大学経済研究所、財務省総合政策研究所)には、貴重なデータの利用を快諾いただいた。諸先生に記して感謝申し上げたい。北村は2002年度財団法人日本証券奨学財団より研究課題「証券市場への個人投資家の参入コストの計測」に対して助成を受けている。本研究はその成果である。同財団に対して感謝したい。内野は一橋大学GCOEプログラム「社会科学の高度統計実証分析拠点構築」より経済的支援を受けている。記して感謝申し上げる。もちろん本稿にあり得べき全ての誤りは、我々に属するものである。

<sup>2</sup> 一橋大学経済研究所教授 (Email: kitamura@ier.hit-u.ac.jp)

<sup>3</sup> 一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程 (Email: ed081001@g.hit-u.ac.jp)

The Effect of Academic Background on Household Portfolio Selection:  
Evidence from Japanese Repeated Cross Section Data.

Yukinobu Kitamura and Taisuke Uchino

July, 2010.

Abstract

This paper investigates whether the participation costs play an important role in explaining the households' limited stock market participation in Japan. In order to identify such costs, we focus on the difference of stock holding probability between two household groups whose financial literacy are a priori considered to be different: college-graduate households and non-college-graduate households. Our empirical analysis is utilizing Fairlie(1999,2005)'s Blinder-Oaxaca decomposition technique in order to decompose the differences that observed in the Japanese repeated cross section survey data. Estimation results show that (1) the participation probability amounts to 35% for college-graduate households, while 18% of non-college-graduate households have stocks, (2) only 30~50% of the differences can be explained by the social and economic attributes, especially by income, wealth and the size of household heads' place of work. These findings imply the existence of participation costs based on the financial literacy.

Key words: Limited market participation, participation costs, and Blinder-Oaxaca decomposition.

JEL Classifications: E21, G11.

(Hitotsubashi University)

## 1.はじめに

家計レベルのマイクロデータの整備に伴い、先進諸国において、危険資産を保有する家計は全体の一部に留まること(限定市場参加)が明らかになっている。この問題は、特に消費の CAPM が実証的な支持を得られないことに対する一つの理由付けとして注目されてきた(Mankiw and Zeldes(1991), Attanasio, Banks and Tanner(2002)). しかし、限定市場参加それ自体も、高い株式リスクプレミアムを所与とすれば、標準的な家計の動学的最適化行動のもとでは説明が難しく、実証的解明を要する現象であると言える(Haliassos and Bertaut(1995)).

限定市場参加が生じる原因としては、危険資産保有に付随する参加コストの存在が広く指摘されている。例えば、家計は、株式を保有する限り、投資情報を適切に収集して処理したり、株式投資に関する原則や税制を理解したりする必要がある。こうした参加コストは、固定費用として働くため、家計の危険資産を保有する便益がそれを下回る場合、危険資産を保有しないことが最適となる。

こうした参加コストの存否、あるいは、参加コストの水準に関する定量的な推定については、欧米諸国の家計データを用いた実証研究が数多く蓄積されている(Mulligan and Sala-i-Martin(2000), Vissing-Jorgensen(2002), Attanasio and Paiella(2006), Paiella(2007)). しかしながら、我々が知る限り、日本の家計に関する実証分析の蓄積は、マイクロデータの不足もあり、未だ十分でない。本稿の目的は、日本の家計における限定市場参加が、金融知識を背景とした参加コストの存在と整合的かどうかを明らかにすることである。

参加コストの計測には、直接費用を計測する方法と、参加している投資家と不参加の投資家の経済属性による差を明らかにすることにより、間接的に参加コストの存在を明らかにする方法があり、本稿では後者のアプローチを採用している。具体的には、参加コストの存在を検証するために、国内外で指摘されている学歴効果(学歴の高い世帯主をもつ家計ほど株式保有確率が高い現象)に注目する (Mankiw and Zeldes(1991), 海道(2007)).

これまで、学歴効果は、家計の情報処理能力の差を表しているものとみなされてきた。しかしながら、Ameriks and Zeldes(2004), Iwaisako(2003), Guiso, Jappelli and Haliassos(2003)など、先進諸国を対象とした近年の実証分析によって、ライフサイクルを通して家計の株式参加確率が変化することが明らかになっている。彼らの実証結果と整合的な家計行動を叙述することに成功した理論モデルでは、ライフサイクルを通じた金融資産蓄積水準の変化が資産選択決定行動に与える影響の重要性を指摘している(Cocco(2004)). 従って、記述統計上確認できる家計の危険資産保有割合の学歴差は、実際には金融知識以外の要因である金融資産や所得の年齢プロファイルの異質性によっても説明される可能性があり、学歴差が真に金融知識の差によって生じて

いるのかを明らかにするためには、注意深い識別が必要である。

本稿は、以上の点を明らかにするため、1997年から2005年までの逐次クロスセクションデータ(日経RADAR)を利用し、大卒家計と非大卒家計間での所得、金融資産の年齢プロファイル及びデモグラフィック要因の差を制御した上で、危険資産保有確率格差のどの程度が参加コストの差として説明可能かを検証する。具体的には、2つのグループ間での格差を、グループごとの平均的な属性の差によって説明できる部分と、それ以外の部分に要因分解するBlinder-Oaxaca法を適用した分析を行う。これにより、大卒家計と非大卒家計間での危険資産保有確率格差における、参加コストの差の貢献部分を抽出する。しかし、危険資産保有決定は離散選択であり、線形モデルの分解であるBlinder-Oaxacaの一連の方法では問題が生じることが知られていることから、我々はFairlie(1999,2005)による非線形モデルへの応用方法を適用する。

本稿の実証結果を予め述べておくと、学歴間の危険資産保有確率の格差のうち世帯属性の差によって説明できる部分は3割から5割に留まること、また説明される部分の殆どが金融資産、所得水準そして世帯主の勤務先規模の平均的な差によって説明できることがわかった。本稿の構成は、以下の通りである。まず、2節において、先行研究を展望し、3節においてデータならびに推定方法を解説する。4節において、推定結果を報告し、5節において結論を導く。

## 2. 先行研究

危険資産を保有する家計が全体の一部に留まるのはなぜだろうか。Haliassos and Bertaut(1995)は、限定市場参加が生じる原因として、参加コストの重要性を指摘している。彼らは、危険資産保有に固定コストが生じるという仮定の下で、家計の動学的最適化問題に基づいたシミュレーションを行い、比較的妥当な相対的危険回避度と実際の株式収益率のもとで、限定市場参加が生じることを示している。その上で、こうした固定コストは、金融知識を反映したものであると議論している<sup>4</sup>。

次に、Vissing-Jorgensen(2002)は、危険資産保有に関する費用について、より包括的な議論を行っている。Vissing-Jorgensenは、具体的な参加コストとして、(1)株式を保有する限り每期生じる固定コスト、(2)初めて株式を保有する際に生じる固定取引コスト、そして(3)株式を売買する際に生じる変動取引コストを指摘しており、固定的なコストが限定参加を説明する上で重要であると論じている。その上で、PSID(The Panel Study of Income Dynamics)を用いて、危険資産保有決定に関する動学的プロビットモデルを推定し、家計の危険資産保有確率が前期の保有状態に強く依存することを示している。これは、固定取引コストの存在を示唆するものと認識されている(Ameriks

---

<sup>4</sup> Haliassos and Bertaut(1995)は、個人投資家の株式保有を促進するためには、継続した投資情報の提供が必要であるという政策的含意を主張している。

and Zeldes(2004), Alan(2006)).

参加コストの存否に関する他の実証アプローチとして, Christelis, Jappelli and Padula(2005)は, 欧州各国の家計について行われた同一のサーベイ調査(Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe)をもとに, 危険資産保有に関するクロスカントリ比較を行っている. 彼らは, 危険資産保有を説明変数とする線形確率モデルの推定結果に基づいて, 家計が属する国をグループとしてBlinder-Oaxaca分解を行い, 保有確率の高い国(スウェーデン)と低い国(イタリア, スペインなど)の間の格差が, 家計の属性の平均な差によってではなく, 係数(反応)の差によって説明されることを示し, 参加コストの存在を指摘している<sup>5</sup>

直接的に参加コストの水準を推定した実証分析としては, Luttmer(1999)がある. Luttmerは, セミマクロデータを用いて, 株式保有者と非株式保有者について成立するそれぞれのオイラー方程式を利用したGMM推定を行うことで, 米国の消費の系列と株式収益率のもとで整合的になる参入コストの下限を計測し, それが月次消費の約3%となることを報告している. Paiella(2007)およびAttanasio and Paiella(2006)は, Luttmer(1999)のアプローチをマイクロデータに応用して, 米国の家計について参加コストの下限を計測し, 前者は年次の非耐久財消費の0.7~3.3%, 後者は年次の非耐久財消費の0.4%であると報告している.

本稿が注目する学歴効果, すなわち, 大卒家計ほど危険資産保有確率が高い現象については, Mankiw and Zeldes(1991)や Attanasio, Banks and Tanner(2002)など, 限定市場参加を考慮した消費CAPMに関する実証研究を中心に, 多くの文献において指摘されている. 学歴情報は, 家計の情報処理能力の代理変数と考えられるため, この現象は, 危険資産保有に関する参加コストの存在と整合的であると考えられてきた.

しかし, 先進諸国を対象とした一連の実証分析によって, 家計の株式参加確率が年齢効果を見せることが明らかになっており, Cocco(2004)など, このファクトに基づく理論モデルでは, ライフサイクルを通じた金融資産蓄積水準の変化が資産選択決定行動に与える影響の重要性を指摘している. 従って, 記述統計上確認できる家計の危険資産保有割合の学歴差は, 実際には金融知識以外の要因である金融資産や所得の年齢プロファイルの異質性によっても説明される可能性もあり, 危険資産保有確率の学歴差が, 真に金融知識の差によって生じているのかを明らかにするためには, 注意深い計測が必要である. 更に, 学歴効果の存在は, 危険資産保有状態を被説明変

---

<sup>5</sup> 後に検討するように, 一定の仮定のもとでは, グループ間での反応係数の差が参加コストの差をとらえることとなる. また, Vissing-Jorgensen(2002)による動学的プロビットモデルによる実証結果は, 初回のコスト(entry cost)の存在を指摘している一方, Christelis, Jappelli and Padula(2005)は, 危険資産を保有する限り生じるコスト(holding cost)に焦点を当てている. 本稿の分析においては, 利用可能なデータがクロスセクションデータであり, 動学的な家計行動については分析ができないため, 後者のコストに特に注目する.

数とした際に、学歴が高い家計ほど、定数項が有意に大きいことをもって確認がなされてきた。しかしながら、後述するように、確率効用モデル(Random Utility Model)に基づけば、(他の条件を一定とした上での)家計の参加コストの大小は、説明変数に対する反応の差と関連がある。従って、本稿はグループ間での格差から、「説明変数の平均的な差では説明できない格差」を抽出する Blinder-Oaxaca 分解の方法を用いて、参加コストの存在を詳細に検討する。

### 3. 実証方法

#### 3.1 推定モデル

本稿は、危険資産保有決定行動に学歴が与える効果が、真に金融知識を代理しているかを検討するために、家計のマイクロデータを利用して、Logit モデルに基づいた分析を行う。以下でその点を概観する。

まず、大卒・大学院卒家計(以後、大卒家計と呼ぶ)をグループ C、それ以外の家計(以後、非大卒家計と呼ぶ)をグループ H とし、家計の間接効用関数(価値関数)が家計の経済属性(外生変数 X)について、以下のように線形の関数で表せると仮定する。

$$\begin{aligned} V_{i,c}^{SD} &= X_i \beta_c^{SD} + \varepsilon_{i,c}^{SD}, \quad c \in \{C, H\} \\ V_{i,c}^D &= X_i \beta_c^D + \varepsilon_{i,c}^D, \quad c \in \{C, H\} \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 $V_{i,c}^D$ は危険資産を保有しない(安全資産のみ保有する)場合の間接効用関数であり、 $V_{i,c}^{SD}$ は安全資産に加えて危険資産を保有する場合の間接効用関数である<sup>6</sup>。両者の差を潜在変数( $y^*$ )として定義すると、家計の意思決定問題は次式で与えられる。

$$y_{i,c}^* \equiv V_{i,c}^{SD} - V_{i,c}^D = X_i \tilde{\beta}_c + \tilde{\varepsilon}_{i,c}$$

$$\text{participation} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{i,c}^* \geq 0 \\ 0 & \text{if } y_{i,c}^* < 0 \end{cases} \quad c \in \{C, H\}$$

$$\text{where } \tilde{\beta}_c \equiv \beta_c^{SD} - \beta_c^D, \quad \tilde{\varepsilon}_c \equiv \varepsilon_c^{SD} - \varepsilon_c^D. \quad (2)$$

ここで、 $\tilde{\varepsilon}_c$ はロジスティック分布に従う確率変数であると仮定する。安全資産の保有に

<sup>6</sup> 本稿が利用する日経 RADAR においては、ほぼすべての家計が預金資産を有している。従って、家計行動が二項選択モデルとして記述できると仮定することは妥当である。より詳細な金融商品区分のもとで資産選択行動を推定する際には、多項選択ロジットモデルが利用されている (Amemiya, Saito and Shimono, 1992; Perraudin and Soerensen, 2000; 塩路・藤木, 2005)。

参加コストが生じないとすれば、潜在変数について、次のような解釈が可能である。

$$V_{i,c}^{SD} - V_{i,c}^D = \Delta \text{benefit}_{i,c} - \text{cost}_{i,c} \quad (3)$$

つまり、安全資産に加えて危険資産を保有することで得られる便益の増分( $\Delta \text{benefit}$ )が、保有することで生じる参加コスト ( $\text{cost}$ )を上回る場合、家計は危険資産を保有することになる。ここで、攪乱項の存在を無視すると、家計の属性( $X$ )を所与とした場合、便益の増分がいずれのグループ( $C, H$ )においても等しい場合には、係数( $\beta_c, c \in \{C, H\}$ )の差が両グループ間での固定コストの差を捕捉することになる。

### 3.2 Blinder-Oaxaca 分解の非線形モデルへの応用

本稿は、Fairlie(1999,2005)に従い、Logit によって推定された危険資産保有確率の Blinder-Oaxaca 分解を行う。本節において、この手法を説明する<sup>7</sup>。

まず被説明変数( $Y$ )と説明変数( $X$ )の関係が特定されたとし、推定するパラメータを $\beta$ とすると、Blinder-Oaxaca 分解は、グループ間( $A, B$ )の平均的な被説明変数の格差を、グループ間の属性の平均的な差による貢献分(本稿では以後、属性要因と呼ぶ)と、説明変数に対する反応の差による貢献分(本稿では以後、非属性要因と呼ぶ)へと分解する。具体的には、次の通りである。

$$\bar{Y}^A - \bar{Y}^B = [(\bar{X}^A - \bar{X}^B)\hat{\beta}^A] + [\bar{X}^B(\hat{\beta}^A - \hat{\beta}^B)] \quad (4)$$

ここで、右辺第一項が属性要因であり、第二項が非属性要因、つまり、「説明変数の平均的な差では説明できない格差」を抽出しているものと解釈される。本稿が用いる Fairlie(1999,2005)の方法は、Logit による推定確率( $\widehat{\text{Prob}}(Y_i = 1|X_i) = \Phi(X_i\hat{\beta})$ )の和がサンプル平均値( $\bar{Y}$ )と等しくなる性質を利用して、非線形関数を属性要因と非属性要因へと分解することを可能としている。つまり、

$$\bar{Y}^A - \bar{Y}^B = \left[ \frac{1}{N_A} \sum_{i=1}^{N_A} \Phi(X_i^A \hat{\beta}^A) - \frac{1}{N_B} \sum_{i=1}^{N_B} \Phi(X_i^B \hat{\beta}^A) \right] + \left[ \frac{1}{N_B} \sum_{i=1}^{N_B} \Phi(X_i^B \hat{\beta}^A) - \frac{1}{N_B} \sum_{i=1}^{N_B} \Phi(X_i^B \hat{\beta}^B) \right]. \quad (5)$$

更に、グループ間の観測数が異なるという問題を解決した上で、説明変数ごとの寄与度を求める方法を提案している。より具体的には、以下の通りである。

(第1段階)

観測数が少ないグループを  $B$  として( $N_A > N_B$ )、両グループをプールしたサンプルに

<sup>7</sup> Fairlie(1999)は、この方法によって、米国における白人家計と黒人家計間の開業確率の格差を要因分解している。



より Logit モデルを推定し、推定確率および推定係数( $\hat{\beta}^*$ )を得る<sup>8</sup>。このとき、説明変数は X に加えてグループ B に関するダミー変数を利用する。

(第2段階)

A グループから無作為に  $N_B$  個のサンプルを抽出し、抽出した A ならびに B のそれぞれのサンプルについて推定確率を用いて整列させ、推定確率をもとに A と B の両グループのサンプルをマッチングする<sup>9</sup>。

(第3段階)

マッチングしたペアを用いて、説明変数 X のうち、関心のある特定の変数( $X_{1,i}$ )について寄与度( $c_{1,g}=1/N_B \sum_{i=1}^{N_B} (\Phi(X_{1,i}^{A(g)}\hat{\beta}_1^* + X_{2,i}^A\hat{\beta}_2^*) - \Phi(X_{1,i}^B\hat{\beta}_1^* + X_{2,i}^A\hat{\beta}_2^*))$ )をそれぞれ計算する。この作業を十分大きな回数( $g = 1, 2, \dots, G$ )行い、 $c_{1,g}$ の平均値( $(G-1)^{-1} \sum_{g=1}^G c_{1,g}$ )を計算し、寄与度を求める。

この寄与度分解においては、ロジット推定による推定値( $\hat{\beta}^*$ )の漸近分散共分散行列( $\text{Avar}(\hat{\beta}^*)$ )をもとに、デルタ法を用いることで寄与度(D)に関して、統計的推論が可能である<sup>10</sup>。具体的に、寄与度は推定値 $\hat{\beta}^*$ の関数として書ける。つまり、

$$D_1(\hat{\beta}^*) = \frac{1}{N_B(G-1)} \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^{N_B} [\Phi(X_{1,i}^{A(g)}\hat{\beta}_1^* + X_{2,i}^A\hat{\beta}_2^*) - \Phi(X_{1,i}^B\hat{\beta}_1^* + X_{2,i}^A\hat{\beta}_2^*)] \quad (6)$$

従って、寄与度をDとし、またパラメータを $\beta$ とすれば、デルタ法を適用して、 $D_1(\hat{\beta}^*)$ の分散は以下のように求められる。

$$\text{Var}(D_1(\hat{\beta}^*)) = \frac{\partial D_1(\beta^*)}{\partial \beta'} \text{Var}(\hat{\beta}^*) \frac{\partial D_1(\beta^*)}{\partial \beta} \quad (7)$$

これより、Dについて $\beta$ の漸近的分散共分散行列を用いて統計的推論を行うことが可能となる。

### 3.3 データ

<sup>8</sup> このとき、プールドデータによる係数推定値を基準に用いる理由は、Neumark(1988), Oaxaca and Ransom(1994)の方法に従っている。

<sup>9</sup> ここでは、推定確率が各グループの同順位のサンプルを一對一でマッチさせている(one-to-one matching)。

<sup>10</sup> デルタ法とは、確率変数をその平均周辺で展開し漸近分散を求める手法である。ここで $D_1(\hat{\beta}^*)$ は、平均値の定理より、 $\beta^+ = \theta\beta + (1-\theta)\hat{\beta}^*$ となる $\beta^+$ (但し、 $\theta \in (0,1)$ )を用いて、 $D_1(\hat{\beta}^*) = D_1(\beta) + \frac{\partial D_1(\beta^+)}{\partial \beta}(\hat{\beta}^* - \beta)$ と分解できる。これにより、(7)式のように分散を近似可能となる。

本稿では、家計の資産選択行動について豊富な情報を持つ、日本経済新聞社による日経 RADAR を利用して推定を行う。このデータは、東京駅半径 40km 以内に居住する 25 歳から 74 歳までの男女 4500 人を調査対象としており、対象家計は調査時点を通じて一定でない。本稿が利用するデータは、1997 年から 2005 年までの 9 年間の調査であり、欠損値および、継続して調査ができないコーホートを除去した上で 19243 個のサンプルが利用できる。

また、本稿は逐次クロスセクションデータの利点を活用し、コーホート(生まれ年)効果と時間(調査年)効果並びに年齢効果を制御する。このとき、これらの 3 つの効果を制御する理由は、次の通りである。第一に、Ameriks and Zeldes(2004)が指摘するように、個人が若年期に経験した株式収益率が、その個人のリスクに対する許容度の決定に大きな役割を果たしていると考えられることである。また、本稿の実証分析と特に関連付けると、新しい世代になるほど大学進学率が高まるといったように、大卒家計と非大卒家計での情報処理能力の差が世代を通じて変化する影響を制御する目的がある。第二に、マイクロデータを利用した実証分析によって、家計の危険資産保有決定は世帯主年齢を通じて変化する事が指摘されており、特に日米の家計において 40 代から 50 代以降で参加率が急速に高まることが確認されていることがある(Ameriks and Zeldes(2004), Iwaisako(2003))。理論的には、危険資産保有に伴う参加コストに加えて、住宅購入時における頭金支払が存在する場合、このような年齢を通じた変化が生じることが指摘されている(Cocco,2004)。また、年齢効果を初めて指摘した King and Leape(1987)では、加齢により金融知識の蓄積が進み(学習効果)、参加コストが低下すると論じている。第三に、例えば、期待株式収益率が高まると、危険資産を保有する便益が費用を上回る家計が生じ、参加率も高まることが予想される。従ってすべての家計に共通なマクロ要因を除去するために、時間効果を制御する必要がある。

しかしながら、コーホート(生まれ年)と時間(調査年)が決まると、年齢が特定されることから、通常、この三つの効果を独立に計測することはできない(McKenzie(2002))。従って本稿では、Deaton(1997)に従い、時間効果の和がゼロであり、かつタイムトレンドと直交するという標準的な制約を課して推定を行う。これはトレンドが年齢効果とコーホート効果によって生じ、時間効果はトレンドまわりの循環的な影響しかもたらさないと仮定することを意味する<sup>11</sup>。

具体的に、タイムトレンドを  $s = \{0, 1, 2, \dots, T\}$  として、時間効果を  $(\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_T)$ 、年ダミーを  $(d_0, d_1, d_2, \dots, d_T)$  と表すものとする、推定に際して課す制約は以下の通りである。

---

<sup>11</sup> この仮定は、Deaton and Paxson(1994)や Jappelli(1999)など多くの文献において標準的に用いられている。詳細については、Deaton(1997)を参照のこと。

$$\sum_{s=0}^T s \times \gamma_s = 0, \quad \sum_{s=0}^T \gamma_s = 0 \quad (8)$$

この制約のもとでの推定は、年ダミーを次のように変更することで可能である。

$$d_t^* = d_t - (t-1)d_1 + (t-2)d_0 \quad (9)$$

さらに本稿では、変数の数を減らすため、年齢効果についてはダミーではなく、4 次の多項式で近似して推定を行っている。

年齢・コーホート等を計算するための世帯主属性特定については、次のような手順をとった。日経 RADAR では回答者が必ずしも世帯主とは限らないため、回答者が男性である場合は、回答者の属性を世帯主の情報とした。次に、回答者が女性であり、配偶者が存在すると回答した場合は配偶者の属性を、配偶者が存在しないと回答した場合、回答者の属性を世帯主情報として利用している。その上で、1997 年調査から 2005 年調査まで継続して調査可能なコーホートとして 1930 年生まれから 1974 年生まれまでの 44 のコーホートに注目した。

### 3.4 変数

本稿では、まず、危険資産の定義として、株式ならびに投資信託 (MMF・中期国債ファンドは除く) を利用した。この定義は Iwaisako(2003) など、日本家計の資産選択に関する実証研究の定義を踏襲している。次に、大卒家計と非大卒家計の危険資産保有行動の差を説明する属性としては、資産選択において重要と考えられ、かつ同時性の問題が深刻でないと考えられる変数を採用した。まず、先にも述べたように、年齢 (AGE)、コーホート (COHORT)、時間 (YEAR) の各効果を制御し、その上で世帯主の就業状況を示すダミー変数 (EMPLOYED)、男性の独身家計をリファレンスとして、配偶者ダミー (SPOUSE)、扶養する子供の数 (CHILDREN)、扶養する親の数 (PARENTS)、そして世帯主が女性である場合に 1 をとる女性世帯主ダミー (FEMALE) を加えた。また居住地が与える影響を制御するため、東京都区部をリファレンスとして、多摩地域、埼玉、千葉、神奈川、茨城の各県ごとにダミー変数を作成した<sup>12</sup>。

更に、家計の所得並びに資産蓄積水準をコントロールするため、家計の(臨時収入を除く)税込所得 (INCOME)、ならびに金融資産合計 (WEALTH) を用いた。また、大卒家計と非大卒家計の行動の差において、勤め先規模の異質性も強い影響をもつ可能性がある。例えば前者が株式公開企業に多く勤めるものとするれば、自社株保有により前者の保有割合が高まることが予想される。加えて、勤め先規模は、家計の所得リスク

<sup>12</sup> 関田(2007)は、居住地が資産選択行動に与える影響を指摘している。例えば、都市部に金融機関の営業拠点が多くあるとすれば、都市部において取引コストが低下することが予想される。

も考慮することとなる。具体的に、大企業においては、終身雇用や年功賃金が履行される蓋然性が高いと考えられるため、こうした先見的信息に基づけば、大企業へ勤める家計の勤労所得リスクは小さくなると予想される<sup>13</sup>。本稿では、これらの効果を捉えるために、勤労者家計と退職者家計に限定したサブサンプルを利用した分析も行う。その際、勤め先企業の従業員規模に基づいた変数(SIZE1 から SIZE6)を作成し、SIZE1 をリファレンスとして、就業ダミーとの交差項を導入した。このとき、勤め先情報は、2005 年調査においてのみ得られないため、1997 年から 2004 年までの調査を利用している。厳密な変数の定義は、表 1 の通りである。

### 3.5 記述統計

世帯主の学歴情報をもとに主要な変数の記述統計を求めたものが表 2 である。これによると、大卒・大学院卒家計の危険資産保有割合は、それ以外の家計に比して極めて高いことがわかる。この現象それ自体は、本稿と同一のデータセットを利用している海道(2007)の実証結果と整合的である。さらに明らかなこととして、大卒家計の平均所得(約 842 万円)は、それ以外の家計(約 589 万円)と比較して相当程度高い。金融資産についても、前者が約 1236 万円に対し後者が 826 万円となっている。日経 RADAR の調査対象は、東京駅から半径 40km 圏内の首都圏に限定されているため、全国平均との乖離が生じている可能性があることに注意が必要である<sup>14</sup>。

次に就業状態について注目すると、両者とも約 9 割の家計が就業していることがわかる。表 3 は、勤め先規模を制御する場合にもちいるサブサンプルの記述統計である。勤め先規模については、大卒家計の勤務先は比較的大規模企業に偏る一方で、非大卒家計の勤め先は、すべての規模について概ね一様に分布していることがわかる。

次に、年齢別・コホート別に危険資産保有比率を計算したものが図1,図2である。これより、家計の危険資産保有割合は、先行研究が指摘する通り、年齢を通じて上昇し、60 歳代以降について一定もしくは若干の低下がみられることがわかる。また、コホート・ビューによって、家計の資産選択行動が、強い時間効果を受けていることもわかる。例えば、1998 年の金融危機の際には、保有家計の割合が大きく低下しているものの、1999 年には大きく上昇し、元の水準を回復している。さらに近年では、高齢者を中心に危険資産の保有比率が高まっていることも確認することができる。また、大卒家計と非大卒家計に分離して、5 歳おきに保有確率を計算したものが表 4 である。これに基づけば、大卒家計と非大卒家計の格差は明確であり、全ての年齢階層において、

<sup>13</sup> Iwaisako(2003)は、所得リスクの高いと考えられる、農林漁業に属する家計において、株式保有確率が低下することを指摘している。

<sup>14</sup> 金融中央広報委員会の収集している全国を対象としたサーベイ調査「家計の金融資産に関する世論調査」では、平成 15 年度調査において、保有金融資産残高の平均が 1099 万円、平均所得(税引き後)が 482 万円と報告されている。日経 RADAR では退職世帯のサンプルが少ないため、平均所得が特に高く計測されている可能性がある。

参加率の格差は2倍程度に達していることがわかる。

## 4. 推定結果

### 4.1 年齢を通じた危険資産保有確率の変化

本稿の目的は、大卒家計と非大卒家計間の危険資産保有割合の格差のうち、参加コストの貢献を抽出することである。ここで、家計グループ間での金融資産と所得の年齢プロファイルの異質性の重要性を検討するために、ロジット推定を元に、次のような分析を行った。

まず、説明変数のうち、金融資産(WEALTH)と所得(INCOME)が年齢、コーホート、時間およびデモグラフィック変数(Z)によって説明できると仮定し、大卒家計の金融資産と所得の年齢曲線を推定した<sup>15</sup>。このとき、金融資産と所得の決定式は、以下のよう

$$\text{WEALTH}_{i,c} = f^c(\text{AGE}, \text{COHORT}, \text{TIME}, Z_{i,c}) + \text{error}, \quad c \in \{C, H\}.$$

$$\text{INCOME}_{i,c} = g^c(\text{AGE}, \text{COHORT}, \text{TIME}, Z_{i,c}) + \text{error}, \quad c \in \{C, H\}.$$

ここで、C:大卒家計、H:非大卒家計

(10)

本稿では、いずれとも年齢の4次までの多項式、1930年生まれから1974年生まれまでの44のコーホートダミー、1999年から2004年までの年ダミー、そしてデモグラフィック変数として、SPOUSE, CHILDREN, PARENTS, FEMALE, EMPLOYED,及び、EMPLOYEDとSIZE2-SIZE6の交差項による線形モデルで表せると仮定した。その上で、得られた大卒家計の金融資産と所得の年齢曲線と、非大卒家計のロジット推定の結果(推定係数値)をもとに、非大卒家計における仮想的な危険資産保有確率の年齢曲線を求めた。これにより、グループ間での金融資産と所得の年齢プロファイルの異質性を制御することが可能となる。

全サンプル、大卒家計そして非大卒家計のサブサンプルで推定したロジットモデルの推定結果は表5の通りである。全サンプルの推定では、大卒ダミー(COLLEGE)を加えることで、定数項のみ大卒家計で異なることを許容している。このとき、大卒ダミーの係数は有意に正であり、他の条件を一定として大卒家計の参加率が高いことを示唆している。更に、年齢変数は10%水準まで見ると概ね有意な結果が得られている。この点に関しては、後に詳細に検討することとする。また、いずれの推定においても、EMPLOYED\*SIZE4からEMPLOYED\*SIZE6までの係数が極めて有意であることがわかる。これは、大企業に勤める世帯主をもつ家計ほど、危険資産保有確率が高いことを示している。

図3は(デモグラフィック変数とコーホート、時間変数を制御したもとの)金融資産

<sup>15</sup> デモグラフィック変数とコーホート変数は、大卒家計平均値で評価し、一定としている。

の年齢曲線を示したものであるが、両グループ間に大きな異質性が存在することがわかる。大卒家計が労働市場へ参入した直後の 20 代において、非大卒家計の金融資産水準は大卒家計のそれを上回るものの、30 代において逆転し、70 代において両者の差は 1500 万円に達する。危険資産に投資可能な資産が多い家計ほど、参加コストの重要性は低下するため、このような異質性は、大卒家計と非大卒家計の格差を説明するにあたり、重要な意味をもつ。

非大卒家計の仮想的年齢曲線の推定結果は、図 4 のとおりである。両グループの純粋な年齢曲線を考察すると、30 代半ばまでグループ間の乖離は小さいものの、30 代以降その差は大きく開いており、60 代において参加率の格差は 52%にも達する。仮想的年齢曲線は、非大卒家計が平均的な大卒家計と同様のライフサイクルを送ったと仮定した場合の、危険資産保有確率の変化を求めているが、それによって参加率格差の一部は、金融資産と所得の年齢プロファイルの異質性によって、説明が可能であることがわかる。しかしながら、仮想的年齢曲線においても、大卒家計との格差は、60 代において 28%も存在し、説明変数に対する反応の差が依然として重要であることが示唆される。

また、図 5 は危険資産保有確率の年齢効果それ自身についても、追加的な情報をもたらしている。図 5 では、金融資産と所得を制御しない場合の年齢曲線と、金融資産や所得を制御して一定とした場合の年齢曲線を示しているが、どちらの場合も強い年齢効果を持っている。先に挙げたように、危険資産保有確率が年齢効果を見せることに対しては、これまでいくつかの仮説が指摘されてきた。King and Leape(1987)は、金融知識が時間を通じて蓄積されていくため、家計の参加コストが年齢を通じて低下することを示唆している。また、Cocco(2004)は、参加コストに加え、家計の大型支出スケジュールの存在が年齢効果をもたらす可能性を指摘している。例えば、(住宅ローン市場の不完全性により)住宅購入において頭金が要求されていると、若年期の家計は金融資産が過少となるため、参加コストの存在のもとでは、若年層で危険資産保有確率が低くなる。

本稿の推定結果では、金融資産や所得の年齢効果を制御したもとでも、危険資産保有確率が強い年齢効果を示しているため、King and Leape(1987)による、年齢を通じた学習効果の仮説と整合的である。しかしながら、本稿が考慮していない要因として、住宅ローンの返済や学費の支払いなど、履行できない場合大きな損害を被りうる支出(committed expenditure risk)の存在がある。このようなリスクがあるとき、家計が危険資産保有に消極的になることが指摘されており(Jagannathan and Kocherlakota,1996; Fratantoni,1998,2001; Faig and Sham,2002)、年齢効果が生じるメカニズムについては、今後より詳細に検討を行うべきだろう。

## 4.2 Blinder-Oaxaca 分解の結果

前項の分析によって、金融資産と所得の年齢プロファイルの異質性が両グループ間の格差の一部を説明することが明らかになった。ここでは、「属性」と「反応」の差が格差全体に与える影響を定量的に、また統計的推論をもって明らかにするために、Blinder-Oaxaca 分析を行う。

ロジット分析をもとに Fairlie(1999,2005)の Blinder-Oaxaca 分解を行った結果が、表 6 および表 7 である。いずれの結果とも、属性要因の寄与度を表している。ここでは INCOME と WEALTH について、これらの変数が与える効果の非線形性を考慮するため、両者について 2 次の多項式ならびに対数をとったモデルについても推定を行う。Model.1 から Model.3 は、勤め先従業員規模を制御しない定式化であり(表 6)、Model.4 から Model.6 ではそれらを制御している(表 7)。後者において、サンプルサイズが低下している理由は、サンプルを勤労者家計と退職家計に限定し、また 2005 年調査が利用できないことによる。しかし、いずれも説明すべき危険資産保有比率の差は約 17%であり、また家計グループの平均保有比率もほぼ同様であるため、欠損による問題は深刻ではないと考えられる。

まず、家計グループ間の平均的な属性の差によって説明される部分に注目すると、最も小さい Model.1 において約 31%であり、最も大きい Model.6 において約 51%であった。さらに、勤め先企業規模を制御することで、属性要因の説明可能割合は、いずれのモデルにおいても 10%前後上昇していることが確認できる。

個別の変数が与える結果に注目すると、すべてのモデルに共通して、デモグラフィック変数の平均的な差は、危険資産保有比率の格差について有意な説明力を持っていないことが示唆される。また、寄与度それ自体も 0.01%未満であり、格差を説明する上で重要ではないことがわかる。次に、就業形態の差が与える影響に注目すると、寄与度で約 6%を占めており、特に SIZE4 から SIZE6 までの交差項の寄与が有意にゼロと異なっている。最後に、金融資産と所得が与える影響に注目すると、いずれも大きな説明力を持っていることがわかる。所得については、寄与度にして約 11%から約 16%、金融資産は約 17%から約 28%を占めている。

これらの推定結果を要約すると、まず、先行研究において指摘されてきた学歴効果のうち、両グループ間での所得、金融資産および勤め先規模の異質性が、格差のうち無視できない割合を説明可能であることが明らかになった。しかしながら、標準的な家計属性を制御しても、依然説明可能な部分は3割から5割に留まることから、本稿の実証分析は、家計の情報処理能力が危険資産保有決定において重要であることを示唆している。

## 5. 結論と今後の課題

本稿は、家計の危険資産保有決定における参加コストの存在を明らかにするために、

先行研究において指摘されている学歴効果について詳細な分析を行った。具体的に、家計のマイクロデータを利用して Blinder-Oaxaca 分解を行うことで、大卒・大学院卒家計グループとそれ以外の家計グループの危険資産保有比率のうち属性要因によって説明可能な部分と非属性要因によって説明される部分へと分離した。その結果、両者の間で約 17%ある参加比率の差のうち、約 3 割から約 5 割の部分が平均的な属性の差で説明可能であり、特に、勤め先規模、所得水準そして金融資産水準の平均的な差が格差を説明する上で重要であることが明らかになった。一定の仮定のもとでは、非属性要因は両者の参加コストの差を捕捉していると考えられるため、制御可能な変数をコントロールした上で、それらによって説明できない部分が依然として大きいという実証結果は、金融知識を背景とした参加コストの存在を示唆するものと結論付けられる。

しかしながら、本稿の分析は全面的に誘導型モデルによる推定に依存しているため、具体的な参加コストがどの程度か、といった意味で定量的な結果を得ることができない。近年、このような問題意識に基づき、Attanasio and Paiella(2006)や Alan(2006)などにおいて、構造型に基づく参加コスト水準の推定が試みられている。今後、より政策的含意をもつ分析を行うためには、日本の家計において、参加コストの水準がどの程度であるのか、米国など他の先進諸国と比べて日本家計の参加コストの高いのか、あるいはどのような金融教育が求められているのか、といった点について精緻な分析を行う必要がある。



## 参考文献

- [1] 海道宏明(2007)。「株式市場への限定的参加を考慮した消費 CAPM の再評価:資産保有マイクロ・データによる実証分析」,『現代ファイナンス』, 21, pp.3-pp.22.
- [2] 金子隆(1997)。「金利選好の変化と個人間格差」, 村本孜編『日本人の金融資産選択』所収, pp.87-105, 東洋経済新報社.
- [3] 関田静香(2007)。「マル優制度と家計の資産選択」,『金融経済研究』, 24 , pp.24-48.
- [4] 富岡淳(2006)。「労働経済学における主観的データの活用」,『日本労働研究雑誌』, 550, pp.2-5.
- [5] 塩路悦朗・藤木裕(2005)。「金融不安・低金利と通貨需要」,『金融研究』,24,pp.1-50.
- [6] Alan, S.(2006), "Entry Costs and Stock Market Participation over the Life Cycle," *Review of Economic Dynamics*, 9(4), pp. 588-611.
- [7] Amemiya, T, M Saito, and K Shimono(1993), "A Study of Household Investment Patterns in Japan: An Application of Generalized Tobit Model," *The Economic Studies Quarterly*, 44, pp. 13-28.
- [8] Ameriks, J., and S. Zeldes.(2004), "How Do Household Portfolio Shares Vary With Age?" Working paper, Columbia University.
- [9] Attanasio, O., J. Banks and S. Tanner.(2002), "Asset Holding and Consumption Volatility," *Journal of Political Economy*, 110, pp. 771-792.
- [10] Attanasio, O., and M. Paiella.(2006), "Intertemporal Consumption Choices, Transaction Costs and Limited Participation to Financial Markets: Reconciling Data and Theory," NBER Working Papers, No.12412.
- [11] Bound, J., Brown, C. and Mathiowetz, N. (2001), "Measurement Error in Survey Data," in: J. J. Heckman and E. E. Leamer (ed.), *Handbook of Econometrics*, edition1, pp.3705-3843, Elsevier.
- [12] Christelis, D., T. Jappelli and M. Padula(2005), "Health Risk, Financial Information and Social Interaction: the Portfolio Choice of European Elderly Households," Working paper. University of Salerno.
- [13] Cocco, J. (2004), "Portfolio Choice in the Presence of Housing," *Review of Financial Studies*, 18, pp. 535-567.
- [14] Deaton, A.(1997), *The Analysis of Household Surveys*, Johns Hopkins University Press.
- [15] Deaton A., and C. Paxson(1994), " Intertemporal Choice and Inequality," *Journal of Political Economy*, 102, pp.437-467.
- [16] Faig, M. and P. Shum (2002), "Portfolio Choice in the Presence of Personal Illiquid

- Projects,” *Journal of Finance*, 57, pp.303 - 328.
- [17]Fairlie, R. W. (1999) , “The Absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-Employment,” *Journal of Labor Economics*, 17, pp.80-108.
- [18]Fairlie, R. W. (2005), “An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models,” Working paper, Economic Growth Center, Yale University.
- [19]Fratantoni, M. C. (1998), “Homeownership and Investment in Risky Assets”, *Journal of Urban Economics*, 44, pp.27-42.
- [20]Fratantoni, M. C. (2001), “Homeownership, Committed Expenditure Risk, and the Stockholding Puzzle”, *Oxford Economic Papers*, 53, pp.241-259.
- [21]Guiso, L., M. Haliassos, and T. Jappelli (2001), *Household Portfolios*, MIT Press.
- [22]Haliassos, M., and C. Bertaut. (1995) “Why do so Few Hold Stocks?” *Economic Journal*, 105, pp. 1110–1129.
- [23]Iwaisako, T. (2003), “Household Portfolios in Japan,” NBER working paper, No.9647.
- [24]Jagannathan, R. and N. R. Kocherlakota(1996), "Why should older people invest less in stock than younger people?," *Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis*, pp. 11-23.
- [25]Jappelli, T.(1999),“The Age-Wealth Profile and The Life-Cycle Hypothesis: a Cohort Analysis with a Time Series of Cross-Sections of Italian Households,” *Review of Income and Wealth*, 45, pp.57-75.
- [26]King, M. A., and J. I. Leape (1987), “Asset Accumulation, Information, and the Life Cycle,” NBER Working Paper, No. 2392.
- [27]Luttmer, E.G.(1999), “What Level of Fixed Costs Can Reconcile Consumption and Stock Returns?,” *Journal of Political Economy*, 107, pp.969-1033.
- [28]Mankiw, G. N. and S. P. Zeldes (1991) “The Consumption of Stockholders and Nonstockholders,” *Journal of Financial Economics*, 29, pp. 97–112.
- [29]McKenzie, D.(2002). "Distangling Age, Cohort and Time Effects in the Additive Model," Working Papers No.02009, Stanford University, Department of Economics.
- [30]Mulligan C.B., and X. Sala-i-Martin(2000), "Extensive Margins and the Demand for Money at Low Interest Rates," *Journal of Political Economy*, 108, pp. 961-991.
- [31]Neumark, D. (1988), “Employers’ Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination”, *Journal of Human Resources*, 23, pp. 279-295.
- [32]Oaxaca, R. L. and M. R. Ransom (1994), “On the discrimination and the decomposition of wage differentials”, *Journal of Econometrics*, 61, pp.5-21.

- [33]Paiella, M.(2007), "The Forgone Gains of Incomplete Portfolios," *Review of Financial Studies*, 20, pp.1623-1646.
- [34]Perraudin, R. M. W, and B. E. Soerensen,(2000), "The Demand for Risky Assets: Sample Selection and Household Portfolios," *Journal of Econometrics*, 97, pp. 117-144.
- [35]Vissing-Jorgensen, A.(2002), "Towards an explanation of household portfolio choice heterogeneity: Nonfinancial income and participation cost structures." NBER Working Paper, No.8884.

## 図表

表 1. 主要変数の定義

Variable	Definition
PARTICIPATION	危険資産(株式・投資信託)を保有する場合1をとるダミー変数
AGE	世帯主年齢
EMPLOYED	世帯主が就業している場合1をとるダミー変数
SIZE1	世帯主の勤務先が10人未満の場合1をとるダミー変数
SIZE2	世帯主の勤務先が10人～50人未満の場合1をとるダミー変数
SIZE3	世帯主の勤務先が50人～200人未満の場合1をとるダミー変数
SIZE4	世帯主の勤務先が200人～1000人未満の場合1をとるダミー変数
SIZE5	世帯主の勤務先が1000人～5000人未満の場合1をとるダミー変数
SIZE6	世帯主の勤務先が5000人以上の場合1をとるダミー変数
FEMALE	世帯主が女性である場合1をとるダミー変数
SPOUSE	配偶者がいる場合1をとるダミー変数
CHILDREN	扶養する子供の数
PARENTS	扶養する親の数
INCOME	家計の臨時収入を除く税込年収(10万円)
WEALTH	家計の金融資産残高(10万円)
COLLEGE	世帯主が大学・大学院卒である場合1をとるダミー変数

表 2. 主要変数の記述統計(全サンプル)

Variable	COLLEGE=1		COLLEGE=0	
	N of Obs.	Mean	N of Obs.	Mean
PARTICIPATION	8740	0.3500	10503	0.1808
AGE	8740	46.4735	10503	48.5845
EMPLOYED	8740	0.9064	10503	0.8602
FEMALE	8740	0.0429	10503	0.1242
SPOUSE	8740	0.8578	10503	0.7832
CHILDREN	8740	1.0406	10503	0.7906
PARENTS	8740	0.0995	10503	0.1125
INCOME	8740	84.1736	10503	59.2128
WEALTH	8740	123.6048	10503	82.5712

表 3. 主要変数の記述統計(勤労者家計と退職家計に限定したサブサンプル)

Variable	COLLEGE=1		COLLEGE=0	
	N of Obs.	Mean	N of Obs.	Mean
PARTICIPATION	6717	0.3598	6907	0.1931
AGE	6717	45.9802	6907	47.9841
EMPLOYED	6717	0.8782	6907	0.7875
EMPLOYED*SIZE2	6717	0.0980	6907	0.1570
EMPLOYED*SIZE3	6717	0.1276	6907	0.1477
EMPLOYED*SIZE4	6717	0.2040	6907	0.1472
EMPLOYED*SIZE5	6717	0.1921	6907	0.1105
EMPLOYED*SIZE6	6717	0.2165	6907	0.1329
FEMALE	6717	0.0399	6907	0.1236
SPOUSE	6717	0.8586	6907	0.7811
CHILDREN	6717	1.0410	6907	0.7780
PARENTS	6717	0.0966	6907	0.1015
INCOME	6717	83.9770	6907	59.5141
WEALTH	6717	122.6239	6907	83.8507

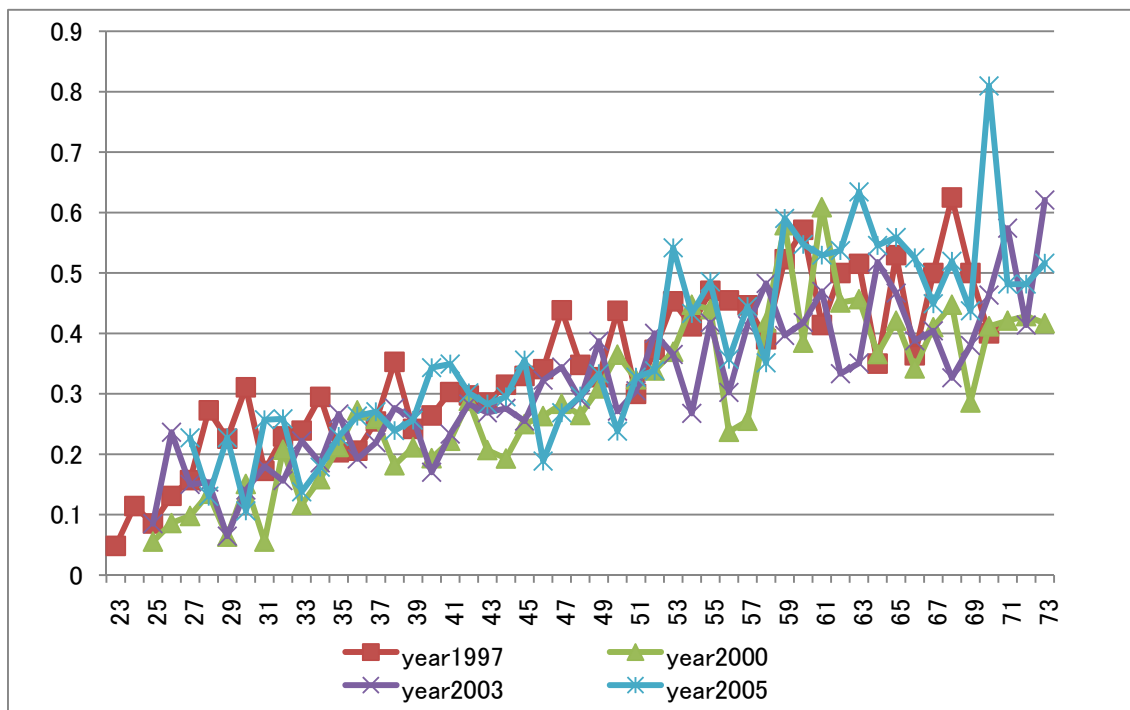
注: 対象となるサンプルを勤労者家計と退職家計に限定している。SIZE1-SIZE6 は 1997 年から 2004 年調査までのみ利用可能。

表 4. 危険資産保有割合の年齢を通じた変化(全サンプル)

	ALL	Subsample	
		COLLEGE=1	COLLEGE=0
30歳未満	8.14%	13.04%	4.89%
	1868	744	1124
30歳以上35歳未満	15.60%	23.69%	8.93%
	2670	1203	1467
35歳以上40歳未満	19.24%	26.80%	11.08%
	2764	1437	1327
40歳以上45歳未満	23.68%	30.81%	14.71%
	2656	1480	1176
45歳以上50歳未満	25.29%	34.43%	16.03%
	2890	1455	1435
50歳以上55歳未満	30.95%	41.32%	22.56%
	2890	1251	1547
55歳以上60歳未満	33.45%	49.32%	24.30%
	2439	894	1545
60歳以上65歳未満	37.81%	53.46%	29.44%
	2237	780	1457
65歳以上70歳未満	36.66%	55.08%	27.08%
	1555	532	1023
70歳以上	41.67%	60.56%	30.33%
	480	180	300

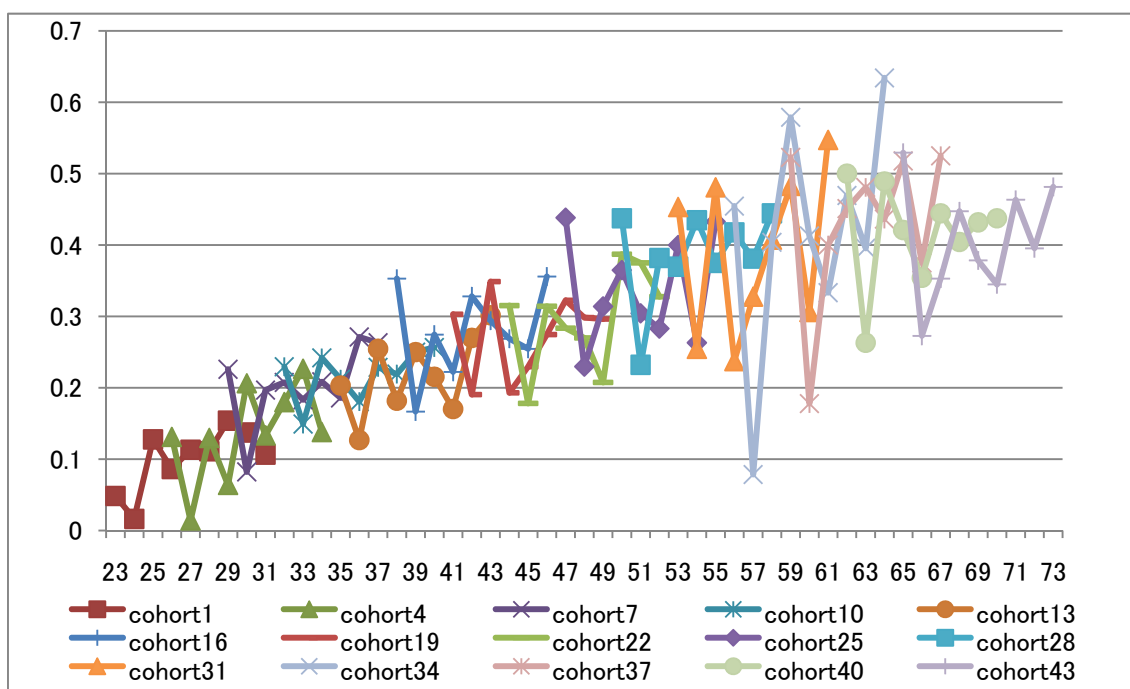
注: 上段は, 危険資産(株式・投資信託)を保有する家計の割合を, 下段は, サンプルサイズを表している。また, 危険資産保有状態に関する質問項目と世帯主の年齢が特定できるサンプルを用いて計算しているため, サンプルサイズは推定に用いるサンプルのものと一致していない。

図 1. 危険資産保有確率の年齢曲線(1997 年, 2000 年, 2003 年, 2005 年)



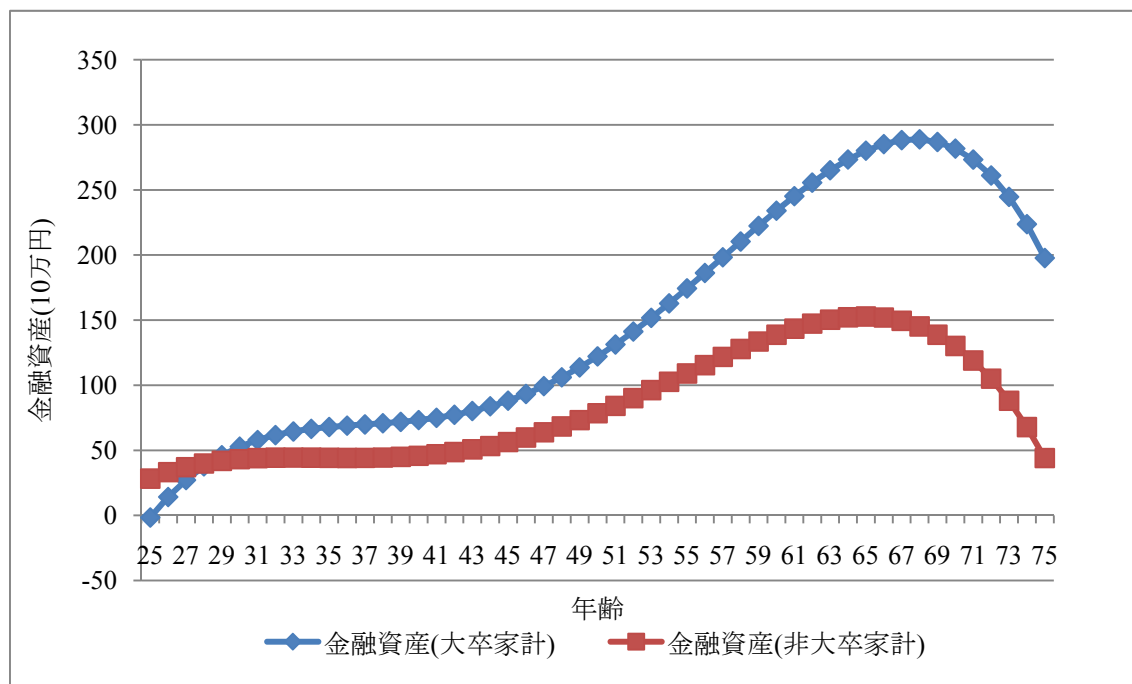
注: 1 歳おきの年齢について, 1997 年から 2005 年までの各調査年における危険資産保有割合を算術平均により計算している。

図 2. 危険資産保有確率のコーホート・ビュー



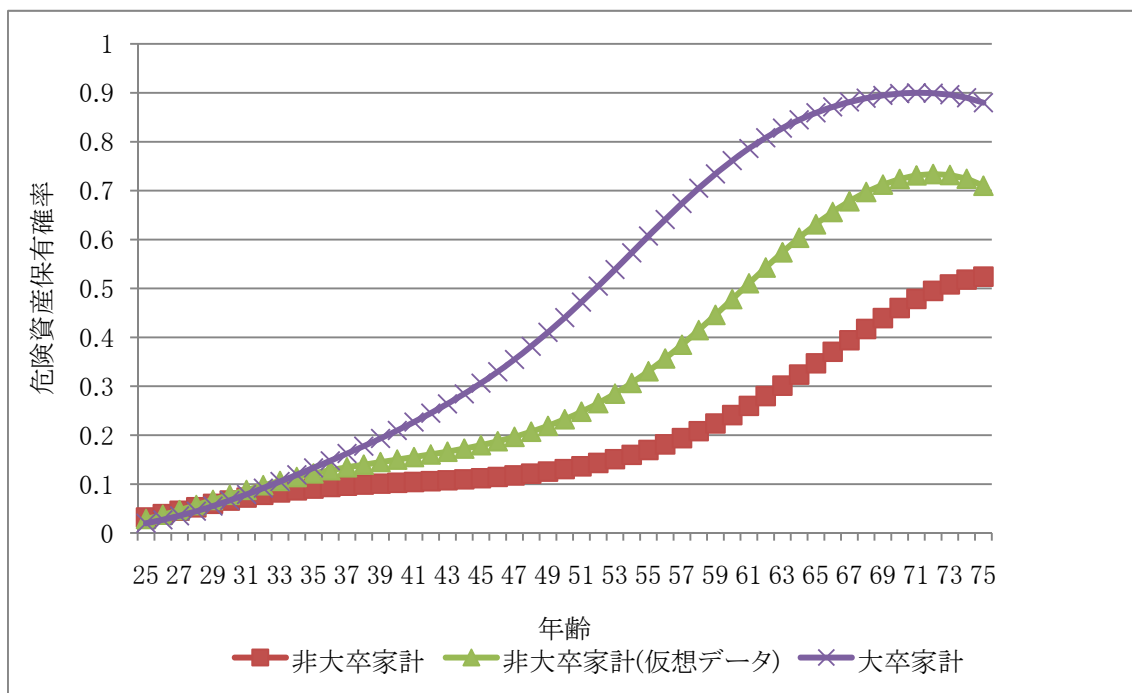
注: 1930 年生まれから 1973 年生まれまで 3 年おきのコーホートについて, 1997 年から 2005 年までの各調査年における危険資産保有割合を算術平均により計算している。

図 3. 大卒家計と非大卒家計の金融資産残高の年齢曲線



注：金融資産残高を，グループ毎に，年齢・コーホート・時間変数とデモグラフィック変数に回帰し，年齢以外の変数をグループ毎の算術平均で一定として計算．

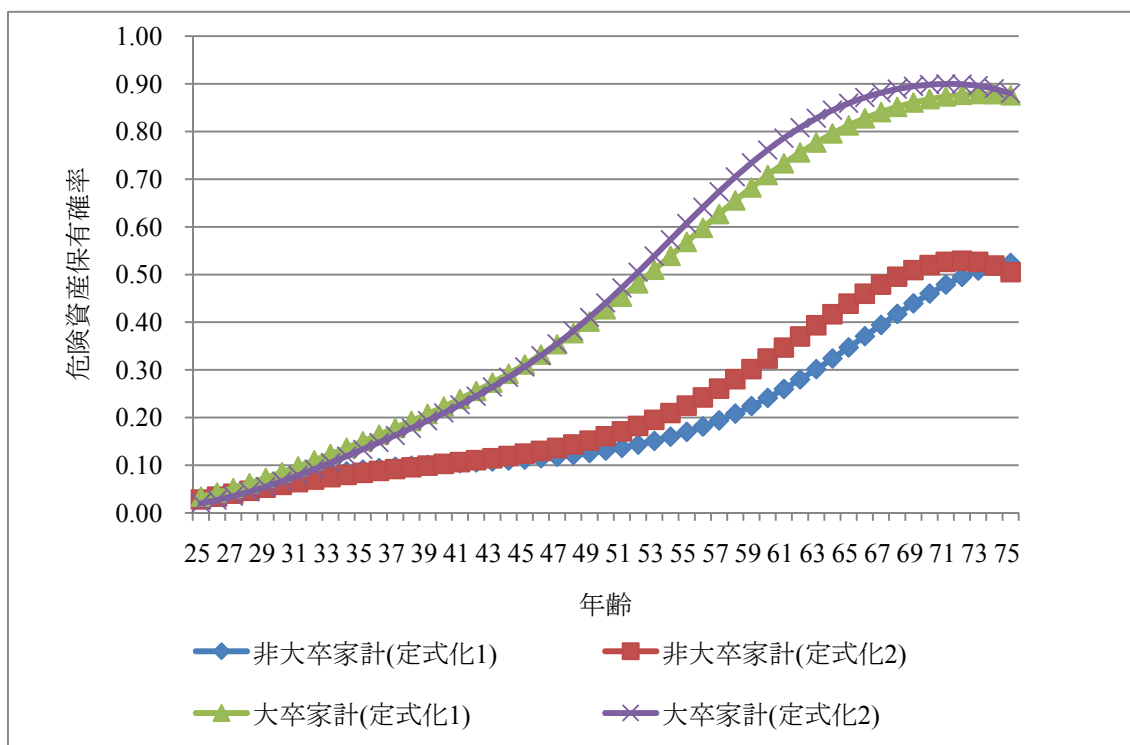
図 4. 非大卒家計の危険資産保有確率の仮想的年齢曲線



注:「大卒家計」及び「非大卒家計」で示される曲線は、グループ毎に、危険資産保有状態を年齢・コーホート・時間変数とデモグラフィック変数に回帰し、年齢以外の変数をグループ毎の算術平均で一定として計算している。「非大卒家計(仮想データ)」で示される曲線は、危険資産保有状態を年齢・コーホート・時間変数とデモグラフィック変数、及び金融資産・所得変数に回帰し、年齢・金融資産・所得以外の変数を大卒家計の算術平均で一定として計算し、金融資産・所得については図3に記した方法で計算した大卒家計の年齢曲線を代入して計算している。



図 5. 大卒家計と非大卒家計の年齢曲線



注: 「定式化 1」では, 危険資産保有状態を年齢・コーホート・時間変数, デモグラフィック変数, 及び所得・金融資産に回帰し, 年齢以外の変数を属するグループの算術平均で評価し, 一定としている. 「定式化 2」のもとでは, 危険資産保有状態を年齢・コーホート・時間変数, 及びデモグラフィック変数に回帰し, 年齢以外の変数を属するグループの算術平均で評価し, 一定としている.

表 5. Logit モデルの推定結果

	全体			大卒家計			非大卒家計		
	Coef.		Std.Err	Coef.		Std.Err	Coef.		Std.Err
AGE	1.5191	**	0.6844	1.6568	*	0.9062	1.9569	*	1.0934
AGE^2	-0.0448	**	0.0221	-0.0496	*	0.0294	-0.0600	*	0.0350
AGE^3	0.0006	**	0.0003	0.0007	*	0.0004	0.0008	*	0.0005
AGE^4	0.0000	*	0.0000	0.0000	*	0.0000	0.0000		0.0000
EMPLOYED	-0.4995	***	0.1235	-0.4333	**	0.1884	-0.6152	***	0.1690
EMPLOYED*SIZE2	-0.0494		0.1234	-0.1978		0.1849	0.0807		0.1697
EMPLOYED*SIZE3	0.1208		0.1198	-0.0109		0.1774	0.2609		0.1676
EMPLOYED*SIZE4	0.4551	***	0.1141	0.3431	**	0.1684	0.5666	***	0.1628
EMPLOYED*SIZE5	0.7260	***	0.1150	0.6577	***	0.1691	0.7544	***	0.1670
EMPLOYED*SIZE6	0.8132	***	0.1140	0.7095	***	0.1690	0.9019	***	0.1622
FEMALE	-0.1421		0.1148	-0.0029		0.1933	-0.1625		0.1512
SPOUSE	0.0479		0.0794	0.0573		0.1078	0.0256		0.1196
CHILDREN	-0.0224		0.0266	-0.0045		0.0344	-0.0396		0.0431
PARENTS	-0.0868		0.0640	-0.0830		0.0843	-0.1014		0.0996
WEALTH	0.0045	***	0.0002	0.0045	***	0.0003	0.0045	***	0.0003
INCOME	0.0055	***	0.0007	0.0046	***	0.0008	0.0079	***	0.0011
COLLEGE	0.6219	***	0.0474						
COHORT_dummies	Yes			Yes			Yes		
YEAR_dummies	Yes			Yes			Yes		
REGION_dummies	Yes			Yes			Yes		
N of Obs.	13624			6717			6907		
Log Likelihood	-6553.18			-3681.35			-2839.87		
Pseudo R-Squared	0.1828			0.1611			0.1622		
LR Test	2928.59			1414.04			1099.34		
(P-Value)	0.0000			0.0000			0.0000		

注: \*,\*\*,\*\*\*はそれぞれ有意水準 10%,5%,1%を示す.

表 6. 推定結果 1. Blinder-Oaxaca 分解による各変数の寄与度(Model.1-Model.3)

	Model.1				Model.2				Model.3		
	Coef.		Std.Err.		Coef.		Std.Err.		Coef.		Std.Err.
AGE	-0.2212	***	0.0219		-0.2279	***	0.0225		-0.2226	***	0.0326
AGE^2	-0.1159	***	0.0070		-0.1091	***	0.0074		-0.1131	***	0.0118
AGE^3	0.1502	***	0.0110		0.1401	***	0.0121		0.1420	***	0.0143
AGE^4	0.1820	***	0.0274		0.1897	***	0.0290		0.1857	***	0.0371
EMPLOYED	-0.0009	***	0.0002		-0.0011	***	0.0003		-0.0010	***	0.0002
EMPLOYED*SIZE2											
EMPLOYED*SIZE3											
EMPLOYED*SIZE4											
EMPLOYED*SIZE5											
EMPLOYED*SIZE6											
FEMALE	-0.0002		0.0011		0.0002		0.0012		-0.0003		0.0013
SPOUSE	-0.0002		0.0010		0.0006		0.0011		0.0011		0.0012
CHILDREN	0.0003		0.0003		0.0001		0.0003		-0.0001		0.0004
PARENTS	-0.0001		0.0001		-0.0002		0.0001		-0.0002		0.0001
WEALTH	-0.0295	***	0.0017		-0.0553	***	0.0029				
WEALTH^2					0.0168	***	0.0015				
INCOME	-0.0184	***	0.0022		-0.0436	***	0.0051				
INCOME^2					0.0217	***	0.0039				
log(WEALTH)									-0.0449	***	0.0022
log(INCOME)									-0.0186	***	0.0023
COHORT_dummies	Yes				Yes				Yes		
YEAR_dummies	Yes				Yes				Yes		
REGION_dummies	Yes				Yes				Yes		
N of Obs.	19243				19243				19243		
N of Obs.(COLLEGE=0)	10503				10503				10503		
N of Obs.(COLLEGE=1)	8740				8740				8740		
Prob(y=1  COLLEGE=0)	0.1808				0.1808				0.1808		
Prob(y=1  COLLEGE=1)	0.3500				0.3500				0.3500		
Difference	-0.1692				-0.1692				-0.1692		
Total Explained	-0.0520				-0.0678				-0.0725		
Total Explained(%)	30.73				40.07				42.82		

注: \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ有意水準 10%, 5%, 1%を示す。Total Explained は、大卒家計と非大卒家計の格差(Difference)のうち属性要因によって説明可能な部分を示す。標準誤差はデルタ法により計算。

表 7. 推定結果 2. Blinder-Oaxaca 分解による各変数の寄与度(Model.4-Model.6)

	Model.4				Model.5				Model.6		
	Coef.		Std.Err.		Coef.		Std.Err.		Coef.		Std.Err.
AGE	-0.2278	***	0.0167		-0.2267	***	0.0233		-0.2266	***	0.0268
AGE^2	-0.0966	***	0.0043		-0.0929	***	0.0056		-0.0930	***	0.0072
AGE^3	0.1314	***	0.0135		0.1319	***	0.0195		0.1313	***	0.0217
AGE^4	0.1916	***	0.0278		0.1869	***	0.0393		0.1880	***	0.0433
EMPLOYED	0.0022		0.0018		-0.0008		0.0008		0.0018		0.0015
EMPLOYED*SIZE2	0.0002		0.0004		0.0003		0.0006		0.0002	*	0.0007
EMPLOYED*SIZE3	0.0001		0.0002		0.0004		0.0003		0.0004	**	0.0002
EMPLOYED*SIZE4	-0.0033	**	0.0011		-0.0021	***	0.0007		-0.0024	***	0.0010
EMPLOYED*SIZE5	-0.0050	***	0.0015		-0.0038	***	0.0010		-0.0037	***	0.0012
EMPLOYED*SIZE6	-0.0036	**	0.0018		-0.0028	**	0.0012		-0.0044	***	0.0013
FEMALE	-0.0015		0.0014		-0.0012		0.0014		-0.0022		0.0017
SPOUSE	-0.0003		0.0014		0.0003		0.0014		0.0009		0.0015
CHILDREN	0.0008		0.0009		0.0003		0.0008		0.0000		0.0009
PARENTS	-0.0001		0.0002		-0.0002		0.0002		-0.0002		0.0002
WEALTH	-0.0323	***	0.0020		-0.0558	***	0.0031				
WEALTH^2					0.0142	***	0.0017				
INCOME	-0.0253	***	0.0037		-0.0508	***	0.0080				
INCOME^2					0.0231	***	0.0063				
log(WEALTH)									-0.0475	***	0.0028
log(INCOME)									-0.0232	***	0.0035
COHORT_dummies	Yes				Yes				Yes		
YEAR_dummies	Yes				Yes				Yes		
REGION_dummies	Yes				Yes				Yes		
N of Obs.	13624				13624				13624		
N of Obs.(COLLEGE=0)	6907				6907				6907		
N of Obs.(COLLEGE=1)	6717				6717				6717		
Prob(y=1  COLLEGE=0 )	0.1931				0.1931				0.1931		
Prob(y=1  COLLEGE=1 )	0.3598				0.3598				0.3598		
Difference	-0.1667				-0.1667				-0.1667		
Total Explained	-0.0703				-0.083				-0.0858		
Total Explained(%)	42.19				49.79				51.49		

注: \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ有意水準 10%, 5%, 1%を示す. Total Explained は, 大卒家計と非大卒家計の格差(Difference)のうち属性要因によって説明可能な部分を示す. 標準誤差はデルタ法により計算.